

# KESAN FAKTOR ANAK KE ATAS PENYERTAAN TENAGA BURUH WANITA BERKAHWIN DI KEDAH: SATU ANALISIS MODEL MULTINOMIAL LOGIT

LIM HOCK EAM  
ZALINA MOHD MOHAIDEEN  
*Fakulti Ekonomi*  
*Universiti Utara Malaysia*

## ABSTRAK

*Kajian ini bertujuan mengkaji kesan faktor anak ke atas penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin di negeri Kedah. Kesan faktor anak ini dibahagikan kepada bilangan anak dan kos penjagaan anak. Berdasarkan model multinomial logit yang dianggarkan, bilangan anak didapati mempunyai kesan sut negatif yang signifikan dan tidak liner ke atas kebarangkalian bekerja, di mana kesan sut bilangan anak berumur 0-1.4 tahun dan 1.5-2.4 tahun adalah paling signifikan. Bilangan anak juga didapati mempunyai kesan sut yang lebih besar ke atas kebarangkalian bekerja sebagai pekerja, berbanding sebagai majikan, serta sebagai pekerja keluarga/sendiri. Kos penjagaan anak melibatkan perbelanjaan ke atas taman asuhan dan tadika, didapati tiada kesan negatif yang signifikan. Kos penjagaan anak selain taman asuhan dan tadika mempunyai kesan signifikan yang negatif. Kesan negatif ini didapati lebih besar pada peringkat perbelanjaan RM300 sebulan dan kurang daripadanya. Hal ini bererti subsidi kerajaan ke atas perbelanjaan kos penjagaan anak selain taman asuhan dan tadika dijangka dapat membantu meningkatkan penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin terutamanya kepada mereka yang membelanjakan RM300 sebulan dan kurang daripadanya. Walau bagaimanapun, keberkesanan polisi pemberian subsidi ini tertakluk kepada kekangan bahawa keanjalan penyertaan tenaga buruh ke atas kos penjagaan anak ini adalah tidak anjal.*

*Kata kunci: Kebarangkalian bekerja, wanita berkahwin, model multinomial logit, kesan bilangan anak, kesan kos penjagaan anak, keanjalan penyertaan tenaga buruh.*

## ABSTRACT

*This study aims to measure the influence of children on the married women labour force participation in Kedah. This influence is divided into the number of children and child care cost. Based on the estimated multinomial logit model, the number of children is found to have significant and negative effects on the probability of work. The marginal effect of the number of children aged 0-1.4 years and 1.5-2.5 years is the highest. The effect of the number of children is also found much larger on probability of work as an employee, when compared to probability of work as an employer, and as a self-employed/family worker. Child care cost of the nursery does not have a significant negative impact, but, other child is found to be negative and significant. This negative impact is highest at RM300 and below per month. This implies that the government subsidies on child care cost (other than nursery) can help in increasing the married women labour force participation especially for those that have child care cost of RM300 and below per month. Nevertheless, the effectiveness of this child care cost subsidies is limited by the finding that the elasticity of labour force participation on this child care cost is inelastic.*

*Keywords: Probability of work, married women, multinomial logit model, influence of number of children, influence of child care cost, elasticity of labour force participation.*

## PENGENALAN

Sejak kemerdekaan, terdapatnya trend peningkatan penyertaan tenaga buruh wanita yang ketara dalam pasaran buruh di Malaysia (Borjas, 1996). Walau bagaimanapun, penyertaan tenaga buruh wanita ini masih jauh lebih rendah jika dibandingkan dengan kaum lelaki. Berdasarkan kepada Laporan Ekonomi 2002/03, pada tahun 2001, kadar penyertaan tenaga buruh wanita di Malaysia hanya 44.3% berbanding dengan 85.1% bagi kaum lelaki. Pada peringkat negeri Kedah, menurut Banci Penduduk 1991, kadar penyertaan tenaga buruh wanita di Kedah hanya 36.9% berbanding seluruh Malaysia sebanyak 41.9%. Bagi wanita berkahwin, walaupun tiada statistik secara rasmi, namun kadar penyertaan tenaga buruh dijangka lebih rendah lagi.

Model *Household Production* menunjukkan bahawa keperluan menjaga anak merupakan penghalang utama kepada kadar penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin. Kajian empirikal juga mendapati bahawa bilangan anak terutamanya di bawah umur 6 tahun mempunyai kesan negatif yang signifikan terhadap penyertaan tenaga buruh wanita

berkahwin di Kedah (Lim, Zalina & Norehan, 2002). Memang tidak boleh dinafikan bahawa peranan dan tanggungjawab wanita sebagai penjaga anak boleh diambil alih oleh pihak yang menawarkan perkhidmatan penjagaan anak seperti taman asuhan dan tadika. Walau bagaimanapun, penggunaan perkhidmatan ini melibatkan kos. Kos penjagaan anak ini boleh menjadi penghalang kepada wanita berkahwin berkenaan untuk menggunakan perkhidmatan penjagaan anak tersebut. Dalam literatur, kos penjagaan anak (*child care cost*) didapati adalah penghalang utama penglibatan wanita berkahwin dalam tenaga buruh (contohnya, Brayfield (1992), Robin (1988), dan lain-lain lagi).

Kesan kos penjagaan anak dan bilangan anak ke atas penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin telah mendapat perhatian dalam kajian ekonomi buruh sejak kajian awal oleh Becker (1965) dan Heckman (1974). Pelbagai kajian empirikal telah dijalankan. Secara keseluruhannya, kajian ini telah mendapati kos penjagaan anak mempunyai kesan negatif yang signifikan terhadap penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin. Walau bagaimanapun, tiada persetujuan tentang darjah kekuatan kesan negatif ini. Sebagai contoh, nilai keanjalan penyertaan tenaga buruh ke atas kos penjagaan anak yang pernah dianggarkan, tertinggi ialah  $-0.74$  oleh Ribar (1992), dan terendah ialah  $-0.2$  oleh Connelly (1992). Robin (1991) mengatakan :

*"...child care subsidies are expected to increase the employment of welfare recipients...Although these effects appear reasonable, very little empirical evidence exists confirming their validity. It is therefore of great interest to provide credible estimates of whether such effects are likely to occur."*

Dalam mengkaji kesan kos penjagaan anak terhadap penglibatan wanita berkahwin dalam tenaga buruh, kebanyakan kajian telah menggunakan model *probit* atau *logit*, iaitu mengukur kesan kos penjagaan anak terhadap kebarangkalian bekerja atau tidak. Misalnya, kajian yang telah dilakukan oleh Kimmel (1997), Powell (1997) dan Connelly (1991). Penggunaan model *probit* atau *logit* ini bererti secara implisitnya, kajian-kajian ini telah menghadkan kesan kos penjagaan anak (dan juga kesan bilangan anak) kepada bekerja atau tidak bekerja sahaja. Powell (1998) telah menerokai dimensi baru dalam kajian penglibatan tenaga buruh wanita berkahwin dengan mengasingkan jenis pekerjaan kepada sepenuh masa, separuh masa dan tidak bekerja. Beliau telah menganggarkan model *ordered-probit*, dan mendapati bahawa kesan kos penjagaan anak adalah berbeza ke atas kebarangkalian bekerja sepenuh masa dan separuh masa. Bererti, kesan

kos penjagaan anak yang dinilai ke atas kebarangkalian bekerja dan tidak bekerja sahaja telah mengaburi kesan sebenarnya. Perkara ini selaras dengan konsep "*state aggregation bias*" dalam *hazard regression model* yang dikemukakan oleh Edin(1989). Kepentingan mengasingkan jenis pekerjaan kepada sepenuh masa dan separuh masa juga disokong oleh kajian empirikal lain, misalnya, kajian oleh Nakamura & Nakamura (1983), Blank (1989) dan Miller (1993). Walau bagaimanapun, sepanjang pengetahuan kami, dalam menilai kesan kos penjagaan anak, tiada kajian yang mengasingkan bekerja mengikut status pekerjaan, iaitu majikan, pekerja, pekerja keluarga atau pekerja sendiri. Dijangka bahawa status pekerjaan yang berbeza mempunyai keperluan kerja yang berbeza. Misalnya, pekerja keluarga dan sendiri dijangka mempunyai masa kerja yang lebih fleksibel berbanding bekerja sebagai pekerja. Maka, kesan kos penjagaan anak dan bilangan anak ke atas penyertaan tenaga buruh dijangka berbeza. Kajian ini menilai kesan kos penjagaan dan bilangan anak ke atas penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin mengikut status pekerjaan iaitu bekerja sebagai majikan, pekerja keluarga/sendiri, dan pekerja. Disebabkan tiada susunan bererti (*order importance*) antara status pekerjaan tersebut, model *multinomial logit* (MNL) digunakan bagi menilai kesan tersebut. Dalam konteks ini, kajian ini memanjangkan literatur penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin.

Selain itu, mungkin disebabkan oleh kekangan data, dalam menilai kesan bilangan anak terhadap kebarangkalian bekerja, kajian lalu selalunya menjumlahkan pemboleh ubah bilangan anak kepada kumpulan di bawah umur 6 tahun, 6 hingga 12 tahun, dan 13 hingga 18, dan sebagainya. Misalnya, kajian oleh Mroz (1987) dan Lim *et al.* (2002). Mengumpulkan umur mengikut kategori sedemikian berkemungkinan membawa *bias* dalam menilai kesan bilangan anak. Menurut kajian oleh Browning (1992), dipercayai bahawa walaupun dalam kumpulan umur yang sama (misalnya, di bawah umur 6 tahun), kesan sut anak yang pertama dijangka jauh lebih tinggi daripada kesan sut anak yang kedua dan berikutnya. Dengan kata lain, kesan bilangan anak berbentuk tidak liner mengikut peringkat umur. Dapatan ini merujuk kepada kesan bilangan anak ke atas perbelanjaan isi rumah. Walau bagaimanapun, ia boleh dipanjangkan kepada kajian menilai kesan bilangan anak terhadap penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin. Dalam menilai kesan bilangan anak, bagi mengambil kira kesan sut bilangan anak yang tidak liner, pemboleh ubah bilangan anak seharusnya dikategorikan mengikut peringkat umur yang lebih khusus terutamanya bagi bilangan anak berumur 6 tahun ke bawah



(pemboleh ubah yang didapati mempunyai kesan negatif yang signifikan ke atas penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin). Maka, dalam kajian ini, bilangan anak pelbagai tahap umur diwakili oleh pemboleh ubah yang berbeza supaya kesan tak liner boleh diambil kira.

Objektif kajian ini adalah untuk mengukur kesan kos penjagaan anak serta bilangan anak dalam penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin mengikut status pekerjaan iaitu majikan, pekerja sendiri/keluarga, dan pekerja. Keanjalan penyertaan tenaga buruh (mengikut status bekerja) ke atas kos penjagaan anak juga dianggarkan. Kajian ini juga bertujuan menilai sama ada "*aggregation bias*" wujud dalam mengagregatkan penyertaan tenaga buruh kepada bekerja atau tidak bekerja sahaja. Seterusnya, kesan tidak liner bilangan anak ke atas kebarangkalian bekerja juga dinilai.

Hasil kajian ini memberi dimensi baru dalam literatur dari segi menilai kesan kos penjagaan anak dan bilangan anak ke atas kebarangkalian bekerja mengikut status pekerjaan, dengan mengambil kira kesan tidak liner bilangan anak. Keanjalan penyertaan tenaga buruh serta kesan kos penjagaan anak ke atas kebarangkalian bekerja yang dianggarkan mempunyai kepentingan dari segi polisi. Hasil penganggaran ini boleh dijadikan panduan kepada pihak kerajaan dalam menggubal polisi untuk menggalakkan lebih ramai lagi penyertaan tenaga buruh di kalangan wanita berkahwin. Misalnya, pertimbangan polisi memberi subsidi ke atas kos penjagaan anak seperti mana diamalkan oleh negara maju.

Kajian ini dibahagikan kepada lima bahagian utama. Bahagian pertama adalah pengenalan. Bahagian kedua membincangkan data dan metodologi yang digunakan. Bahagian ketiga mempersembahkan hasil penganggaran serta interpretasinya. Bahagian keempat membincangkan rumusan dan implikasi dasar. Akhirnya, dikemukakan kesimpulan kajian ini.

## DATA DAN METODOLOGI

### Data

Kajian ini menggunakan data keratan rentas yang telah dikutip oleh Norehan, Lim dan Zalina (1999) ke atas 826 wanita Kedah dalam

lingkungan umur tenaga buruh (15-64 tahun) pada tahun 1999. Reka bentuk persampelan adalah gabungan strata dan kelompok yang bersifat rawak. Memandangkan kajian ini hanya tertumpu kepada wanita berkahwin atau pernah berkahwin, bermakna seramai 702 responden yang berkahwin sahaja menjadi sampel kajian ini.

### Metodologi

Teoritik model kajian ini adalah berdasarkan model pemaksimuman utiliti yang dikemukakan oleh Becker (1965). Ia juga digunakan oleh Connelly (1992), Ribar (1992), Kimmel (1997) dan Powell (1997, 1998).

Dengan andaian wanita berkahwin cuba memaksimumkan utiliti mereka yang tertakluk kepada kekangan, penyelesaian masalah pemaksimuman ini akan membawa kepada<sup>1</sup> model bentuk terturun seperti persamaan (1) di bawah ini:

$$H = h(W, P_c, A, \varepsilon) \quad (1)$$

dengan

$W$  = upah diterima

$P_c$  = kos penjagaan anak

$A$  = vektor pemboleh ubah lain termasuk bilangan anak

$\varepsilon$  = ralat

$H$  didefinisikan sebagai status pekerjaan wanita berkahwin berkenaan yang dikategorikan kepada majikan, pekerja sendiri/keluarga, pekerja dan tidak bekerja. Maka, diperoleh model multinomial seperti dalam persamaan (2) berikut

$$U_{ij} = \beta' z_i + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

dengan

$U$  = utiliti

$z$  = vektor pemboleh ubah bebas termasuk  $W$ ,  $P_c$ , dan  $A$

$j$  = 0 jika tidak bekerja

= 1 jika bekerja sebagai majikan

= 2 jika bekerja sebagai pekerja sendiri/ keluarga

= 3 jika bekerja sebagai pekerja

Wanita berkahwin dijangka cuba memaksimumkan utiliti ketika membuat keputusan memilih  $j$ . Biarkan  $Y$  adalah pemboleh ubah rawak yang mewakili pilihan yang dibuat, dan diandaikan ralat adalah tertabur secara logistik (*logistics*), maka didapati persamaan (3) dan (4) adalah seperti berikut,

$$\text{Prob}(Y=j) = \frac{\exp(\beta_j' z_i)}{1 + \sum_{j=1}^3 \exp(\beta_j' z_i)} \quad (3)$$

$$\text{Prob}(Y=j) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^3 \exp(\beta_j' z_i)} \quad (4)$$

dengan  $j = 1, 2, 3$ .

Model ini akan dianggarkan dengan kaedah ML (*Maximum Likelihood*) dengan fungsi ML seperti persamaan (5) berikut<sup>2</sup>:

$$L(\beta_1, \beta_2, \beta_3 / y, z) = \prod_{i=1}^n P_i = \prod_{j=0}^3 \prod_{y_i=j} \frac{\exp(\beta_j' z_i)}{\sum_{j=0}^3 \exp(\beta_j' z_i)} \quad (5)$$

dengan

$n$  = saiz sampel

$p_i$  = kebarangkalian mendapat nilai sebenar  $y$  bagi cerapan  $i$

Semua pemboleh ubah bebas di dalam data adalah berbentuk *individual-specific*. Tiada pemboleh ubah bebas yang berbentuk *alternative-specific*. Maka, model *conditional logit* tidak diperlukan.

Bagi pemboleh ubah bebas upah diterima, ia hanya diperoleh bagi wanita berkahwin yang bekerja sahaja. Bagi mereka yang tidak bekerja, tiada maklumat upah diperoleh. Maka, bagi mereka yang tidak bekerja, upah akan dianggarkan seperti mana dilakukan oleh Kimmel (1997). Bagi mengawal *sample selection bias*, model *Selection Heckman* digunakan. Berdasarkan model *Selection Heckman* ini, upah dianggarkan bagi responden yang tidak bekerja. Lampiran 1 memaparkan model *Selection Heckman* yang dianggarkan. Model ini didapati signifikan dengan ujian Wald (nilai-p bersamaan 0.0000). Ujian LR (*likelihood ratio*) mendapati *selection bias* wujud dengan nilai-p bersamaan 0.0000. Hal ini bererti pengawalan *selection bias* memang diperlukan. Berdasarkan model ini, upah dianggarkan bagi responden tidak bekerja. Ia digabungkan dengan upah sebenar diterima oleh responden bekerja dan dikenali sebagai *whhat2*.

Manakala, bagi pemboleh ubah bebas perbelanjaan anak atas taman asuhan/tadika (TAt) atau perbelanjaan anak selain taman asuhan/tadika (OTt), ia diperoleh sama ada wanita berkahwin tersebut bekerja atau tidak. Bererti tiada penganggaran diperlukan bagi TAt dan OTt bagi wanita berkahwin yang tidak bekerja.

## PENGANGGARAN DAN INTERPRETASI

### Analisis Diskriptif

Jadual 1 memaparkan ciri-ciri responden terpilih bagi data kajian ini. Merujuk kepada pemboleh ubah status pekerjaan (emps), 63.96% didapati tidak bekerja. Manakala, 22.93%, 9.4% dan 3.7% masing-masing bekerja sebagai pekerja, majikan dan pekerja keluarga/sendiri.

**Jadual 1**  
Ciri-ciri Sampel - Pemboleh Ubah Diskrit/Kategori

Pemboleh ubah		%
Status Pekerjaan: (emps)	Tidak bekerja Majikan Pekerja sendiri/keluarga Pekerja	63.96 3.70 9.40 22.93
Bil. Anak berumur 0-14 tahun: (umur01)	Tiada Satu dan atas	82.62 17.37
Bil anak berumur 1.5-2.4 tahun: (umur02)	Tiada Satu dan atas	85.75 14.25
Bil anak berumur 2.5-3.4 tahun: (umur03)	Tiada Satu dan atas	88.03 11.97
Bil anak berumur 3.5-4.4 tahun: (umur04)	Tiada Satu dan atas	87.89 12.11
Bil anak berumur 4.5-5.4 tahun: (umur05)	Tiada Satu dan atas	86.47 13.53

**Jadual 2**  
Ciri-ciri Sampel – Pemboleh Ubah Berterusan

Pemboleh ubah	Nilai purata	StdD
Jumlah belanja anak atas taman asuhan dan tadika (TAt)	3.10	17.53
Jumlah belanja anak selain taman asuhan dan tadika (OTt)	55.35	94.34

Bagi pemboleh ubah bilangan anak pula, 17.37% responden mempunyai seorang anak atau lebih yang berumur 0 sehingga 1.4 tahun. Manakala, 14.25%, 11.97%, 12.11%, dan 13.53% mempunyai seorang anak atau lebih pada peringkat umur, 1.5 – 2.4 tahun (umur02), 2.5 – 3.4 tahun (umur03), 3.5 – 4.4 tahun (umur04), dan 4.5 – 5.5 tahun (umur05) masing-masing. Bererti wujud variasi walaupun dengan pembahagian kategori bilangan anak yang secara terperinci ini (berbanding dengan jumlah semua dalam satu pemboleh ubah). Pembahagian terperinci sedemikian ini dijangka dapat mengambil kira kesan sut bilangan anak yang tidak linear. Ini membolehkan kesan sut anak dianggarkan dengan lebih tepat.

Jadual 2 memaparkan nilai purata perbelanjaan di taman asuhan/tadika (TAt) adalah RM3.10 sebulan dengan sisihan piawai RM17.53. Nilai purata perbelanjaan persekolahan anak selain taman asuhan/tadika (OTt) adalah RM55.35 sebulan dengan sisihan piawai RM94.34.

### **Analisis Model Multinomial Logit**

Model *Multinomial Logit* (MNL) ini dianggarkan dengan *White Heteroscedascity-consistent estimator* bagi mengambil kira masalah heteroskedastisiti yang selalu wujud dalam data keratan rentas. Bagi menguji andaian IIA (*Independence of Irrelevant Alternatives*), ujian Hausman dilaksanakan. Jadual 3 merupakan ringkasan keputusan ujian berkenaan. Keputusannya adalah sampel tidak menunjukkan bukti bahawa andaian IIA tidak dipenuhi (pada 1% aras keertian). McFadden (1973) mencadangkan bahawa andaian IIA bererti kategori dalam pemboleh ubah bersandar berbeza bagi setiap unit pembuat keputusan (responden). Dengan kata lain, pilihan berkenaan (kategori pemboleh ubah bersandar) adalah berbeza (Amemiya, 1981). Dalam kajian ini, bagi setiap wanita berkahwin, pilihan adalah bekerja sebagai pekerja, bekerja sebagai majikan, bekerja sebagai pekerja sendiri/keluarga, dan tidak bekerja. Secara rasionalnya, pilihan-pilihan ini dijangka berbeza. Maka, dapatlah dibuat kesimpulan bahawa tiada bukti andaian IIA tidak dipenuhi.

Multikolineariti dijangka mempengaruhi ujian kesignifikan pemboleh ubah bebas secara individu melalui ujian-t. Namun begitu, ia dijangka tidak mempengaruhi ujian kesignifikan secara bersama (ujian kekangan). Bagi memastikan pemboleh ubah bebas yang didapati tidak signifikan secara individual (berdasarkan ujian t) adalah juga tidak signifikan secara bersama, ujian kekangan (*Likelihood ratio*) dilaksanakan ke atas pemboleh ubah bebas yang didapati tidak signifikan pada 10% aras keertian. Jadual 4 meringkaskan keputusan

ujian tersebut. Didapati bahawa pemboleh ubah bebas ini juga tidak signifikan secara bersama pada 1% aras keertian. Bererti, pengaruh multikolineariti ke atas ujian kesignifikan t adalah pada tahap yang paling rendah.

**Jadual 3**  
Ujian Hausman Atas Andaian IIA

Kategori ditinggalkan	Nilai ujian statistik (chi2)	Keputusan
Majikan	-1.587	Tidak tolak Ho
Pekerja keluarga/sendiri	-3.103	Tidak tolak Ho
Pekerja	5.552	Tidak tolak Ho
Tidak bekerja	20.352	Tidak tolak Ho

Ho: Andaian IIA tidak dilanggari

H1: Sebaliknya

**Jadual 4**  
Ujian Kekangan (*Likelihood Ratio*)

Pemboleh ubah dikekangkan menjadi kosong	Nilai-p
Model 1: (majikan atas tidak kerja) age age2 ccr qlf Dbumi qlfeex hag hag2 hhea hep hql umur03 umur04 umur05 umu6t10 um16t20 umurm21 Tat Tab Model 2: (keluarga/sendiri atas tidak kerja) Dbumi qlfeex hhea hep hql umur03 umur04 umu6t10 um11t15 um16t20 umurm21 Tab Otb Model 3: (pekerja atas tidak kerja) age age2 ccr qlf Dbumi qlfeex hag2 hep hql umur03 umur05 umu6t10 um11t15 um16t20 umurm21 Tat Tab Otb	0.9043
Model 1: (majikan atas tidak kerja) age age2 ccr qlf Dbumi qlfeex hag hag2 hhea hep hql Model 2: (keluarga/sendiri atas tidak kerja) Dbumi qlfeex hhea hep hql Model 3: (pekerja atas tidak kerja) age age2 ccr qlf Dbumi qlfeex hag2 hep hql	0.8140

(Jadual 4, sambungan)

Pemboleh ubah dikekangkan menjadi kosong	Nilai-p
Model 1: (majikan atas tidak kerja) umur03 umur04 umur05 umu6t10 um16t20 umurm21 Tat Tab	0.7547
Model 2: (keluarga/sendiri atas tidak kerja) umur03 umur04 umu6t10 um11t15 um16t20 umurm21 Tab Otb Model 3: (pekerja atas tidak kerja) umur03 umur05 umu6t10 um11t15 um16t20 umurm21 Tat Tab Otb	

Jadual 5 memaparkan model Multinomial Logit (MNL) yang dianggarkan. Lampiran 2 memberikan model MNL yang dianggarkan secara terperinci. Model MNL yang dianggarkan ini didapati signifikan bagi ujian kebagusan model (nilai-p = 0.000), dan peratus dijangka dengan betul adalah 0.785. Model 1 merujuk kepada perbandingan antara majikan dengan tidak bekerja, model 2 merujuk kepada perbandingan antara pekerja keluarga/sendiri dengan tidak bekerja, dan model 3 merujuk kepada perbandingan antara pekerja dengan tidak bekerja. Status pekerjaan “tidak bekerja” merupakan asas perbandingan.

**Jadual 5**  
Model Multinomial Logit Dianggarkan (pekali dianggarkan)

	Model 1 Majikan: (Tidak kerja)	Model 2 Pekerja Keluarga/ sendiri: (Tdk kerja)	Model 3 Pekerja: (Tidak kerja)
<b>umur01</b> (bil anak umur 0-1.4 tahun)	- 2.115379**	-2.595181***	-1.98747 ***
<b>umur02</b> (bil anak umur 1.5-2.4 tahun)	-1.906999 *	-2.026491***	2.472751***
<b>umur03</b> (bil anak umur 2.5-3.4 tahun)	-1.375322	-0.6616936	-0.893368
<b>umur04</b> (bil anak umur 3.5-4.4 tahun)	-0.9790788	-0.5527774	-1.684878***



(Jadual 5, sambungan)

	Model 1 Majikan: (Tidak kerja)	Model 2 Pekerja Keluarga/ sendiri: (Tdk kerja)	Model 3 Pekerja: (Tidak kerja)
<b>umur05</b> (bil anak umur 4.5-5.4 tahun)	-1.72819	<b>-2.209031*</b>	-0.1877961
<b>umu6t10</b> (bil anak umur 5.5-10.4 tahun)	-0.5554435	-0.4728522	0.0895779
<b>um11t15</b> (bil anak umur 10.5-15.4 tahun)	<b>-1.234575***</b>	-0.0376187	0.0568785
<b>um16t20</b> (bil anak umur 15.5-20.4 tahun)	-0.5415505	-0.1665444	-0.0179995
<b>umurm21</b> (bil anak umur > 20.4 tahun)	-0.4208686	0.2058984	-0.0249634
<b>TAt</b> (Belanja anak - taman asuhan/ tadika)	-0.0341623	<b>0.0239471**</b>	0.0092766
<b>OTt</b> (Belanja anak – selain tmn asuhan/ tadika)	<b>-0.0086638*</b>	<b>-0.0095732**</b>	<b>0.0096287***</b>
<b>TAAb</b> (Bil anak – taman asuhan/tadika)	1.06681	-0.1775383	-0.1723611
<b>OTb</b> (Bil anak – selain tmn asuhan/ tadika)	1.050892 ***	0.4957856	0.2206707
Age (umur dalam tahun)	-0.986359	0.7093262***	0.0043482
age2 (age dikuadrukan)	0.0004752	-0.0109245***	-0.0004131
whhat2 (upah diterima/ dianggarkan)	2.104586 ***	2.504965 ***	2.962245 ***

(Jadual 5, sambungan)

	Model 1 Majikan: (Tidak kerja)	Model 2 Pekerja Keluarga/ sendiri: (Tdk kerja)	Model 3 Pekerja: (Tidak kerja)
Eex(pengalaman kerja)	0.1302627***	0.2060944***	0.1114557***
Ccr (Penyediaan pusat asuhan anak)	0.6574204	-1.308809**	0.2399945
Qlf (tahap pendidikan)	0.0276181	-0.4862934**	-0.1222215
Dbumi (etnik - bumiputra atau tidak)	-0.0782094	-0.0754319	-0.7685331
Dbdr (kaw tempat tinggal - bandar atau tidak)	-1.863564**	-1.237058**	-0.7658349
Qlfeex (interaktif qlf dan eex)	0.021528	-0.0169436	0.0256169
Hag (umur suami)	0.1878798	-0.3402956*	-0.3120698*
hag2 (umur suami dikuasaduakan)	-0.0012607	0.0033049*	0.0022112
Hhea (kesihatan suami)	0.172241	-0.1770374	1.004518
Hep (status pekerjaan suami)	0.062032	-0.5533125	-0.3680961
Hql (tahap pendidikan suami)	-0.0243168	-0.0950959	-0.126241

1. Ujian kebagusan model (keseluruhan) Wald: Nila-p = 0.000

2. Peratus dijangka dengan betul: 0.785, Pseudo R2 = 0.4266

3. \*\*\* sig. pd. 1% aras keertian; \*\* sig. pd. 5% aras keertian; \*sig. pd. 10% aras keertian

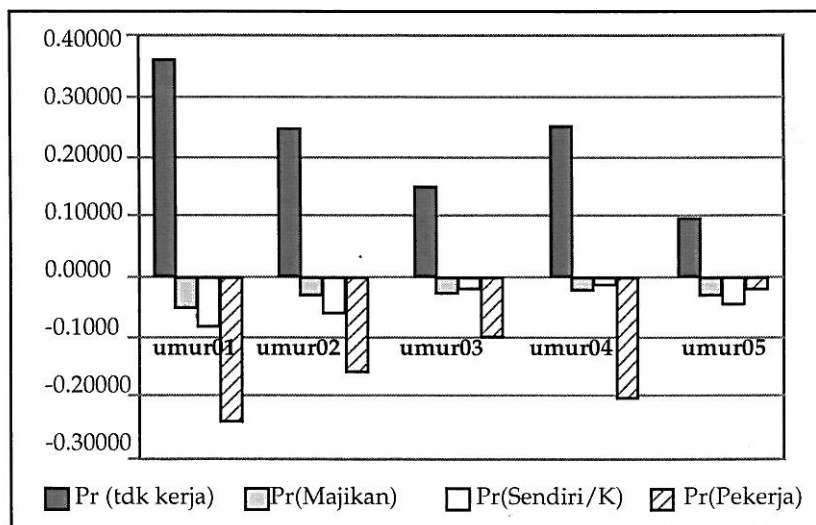
### **Kesan Bilangan Anak**

Merujuk kepada bilangan anak berumur enam tahun ke bawah, pemboleh ubah bilangan anak, umur01 (0-1.4 tahun) dan umur02 (1.5-2.4 tahun) didapati mempunyai kesan negatif yang signifikan dalam mempengaruhi kebarangkalian bekerja sama ada sebagai majikan, pekerja keluarga/sendiri, dan pekerja. Hal ini selaras dengan dapatan kajian lalu, iaitu kesan negatif yang signifikan. Manakala, bagi

pemboleh ubah bilangan anak pada peringkat umur lain, didapati tidak signifikan, kecuali umur 05 (4.5-5.4 tahun) mempunyai kesan negatif signifikan terhadap kebarangkalian bekerja sebagai keluarga/sendiri, dan umur04 (3.5 – 4.4 tahun) mempunyai kesan negatif signifikan bekerja sebagai pekerja. Keputusan ini menunjukkan bahawa kesan bilangan anak terhadap kebarangkalian bekerja berbeza mengikut peringkat umur. Dapatan ini menyokong kesimpulan Browning (1992) bahawa kesan sut bilangan anak adalah tidak liner mengikut peringkat umur.

Bagi menilai kesan sut terhadap kebarangkalian tidak bekerja, bekerja sebagai majikan, bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri, dan bekerja sebagai pekerja, simulasi dilakukan dengan pemboleh ubah bebas lain mengambil nilai purata masing-masing. Rajah 1 menunjukkan histogram yang membandingkan keputusan simulasi tersebut. Jadual 6 memaparkan nilai simulasi berkenaan. Dari Rajah 1, kesan sut bilangan anak didapati berbeza mengikut peringkat umur dari 0 – 5.4 tahun. Secara keseluruhannya, kesan sut ini berkurangan mengikut peringkat umur. Kesan ini juga berbeza mengikut status pekerjaan.

**Rajah 1**  
Kesan Sut Bilangan Anak



Dari Jadual 6, antara kesan ke atas kebarangkalian bekerja, kesan negatif sut adalah lebih kuat ke atas kebarangkalian bekerja sebagai pekerja. Bagi kebarangkalian bekerja sebagai majikan dan keluarga/sendiri, kesan sut ini adalah jauh lebih kecil. Kesan negatif sut yang lebih kecil ini mungkin disebabkan majikan dan pekerja keluarga/

sendiri mempunyai situasi kerja yang lebih fleksibel. Misalnya, mereka boleh membawa anak ke tempat kerja mereka. Maka, kajian ini mendapati bahawa kesan sut bilangan anak berbeza mengikut peringkat umur dan status pekerjaan. Bererti, kajian lalu yang menggabungkan kesan bilangan anak sebagai bilangan anak di bawah umur 6 tahun mungkin telah menjumlahkan juga kesan sut bilangan anak yang tidak liner berkenaan. Manakala, mengkategorikan penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin kepada bekerja atau tidak bekerja sahaja, kemungkinan juga membawa "*aggregation bias*".

**Jadual 6**  
Simulasi Kesan Sut Bilangan Anak

Variable	Pr(tdk kerja)	Pr(Majikan)	Pr(Sendiri/K)	Pr(Pekerja)
umur01	0.36412	-0.04095	-0.08807	-0.23511
umur02	0.24188	-0.02378	-0.04137	-0.17672
umur03	0.15561	-0.02921	-0.01912	-0.10728
umur04	0.23981	-0.01668	-0.01014	-0.21299
umur05	0.08465	-0.02460	-0.04784	-0.01222

#### ***Kesan Kos Penjagaan Anak***

Kos penjagaan anak dibahagikan kepada dua kategori iaitu perbelanjaan anak yang dihantar ke taman asuhan dan tadika dalam sebulan (TA<sub>t</sub>) dan perbelanjaan anak di institusi/sekolah selain taman asuhan dan tadika dalam sebulan (OT<sub>t</sub>). Pemboleh ubah bilangan anak di taman asuhan dan tadika (TA<sub>b</sub>) dan bilangan anak di institusi/sekolah selain taman dan tadika (OT<sub>b</sub>) berfungsi sebagai pemboleh ubah kawalan. Dari Jadual 5, OT<sub>t</sub> didapati signifikan dengan kesan negatif ke atas kebarangkalian bekerja sama ada sebagai majikan, pekerja keluarga/sendiri, atau pekerja. Walau bagaimanapun, TA<sub>t</sub> didapati tidak signifikan kecuali ke atas kebarangkalian bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri dengan kesan positif. Bagi menilai kesan kos penjagaan anak ke atas kebarangkalian bekerja sebagai majikan, bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri, bekerja sebagai pekerja dan tidak bekerja, simulasi dilaksanakan di mana nilai pemboleh ubah bebas lain ditetapkan pada nilai purata.

Rajah 2 memaparkan kesan sut OT<sub>t</sub> ke atas kebarangkalian berkenaan. Secara keseluruhannya, peningkatan OT<sub>t</sub> ini akan meningkatkan kebarangkalian tidak bekerja dan menurunkan kebarangkalian bekerja sama ada sebagai majikan, sebagai pekerja keluarga/sendiri, dan sebagai pekerja. Kesan OT<sub>t</sub> ke atas kebarangkalian bekerja ini didapati

negatif serta dalam bentuk yang hampir sama bagi semua status pekerjaan. Ini mencadangkan bahawa semakin tinggi perbelanjaan anak selain untuk taman asuhan dan tadika, semakin rendah kebarangkalian bekerja wanita berkahwin. Dapatan ini agak bercanggahan dengan apa yang dijangkakan iaitu, pendidikan selain taman asuhan dan tadika merupakan tahap pendidikan yang tidak dapat dibekalkan oleh wanita berkahwin di rumah. Jadi, jika perbelanjaan untuk pendidikan ini meningkat, ianya dijangka mendorong wanita berkahwin untuk bekerja bagi menampung kos perbelanjaan belanja yang meningkat ini.

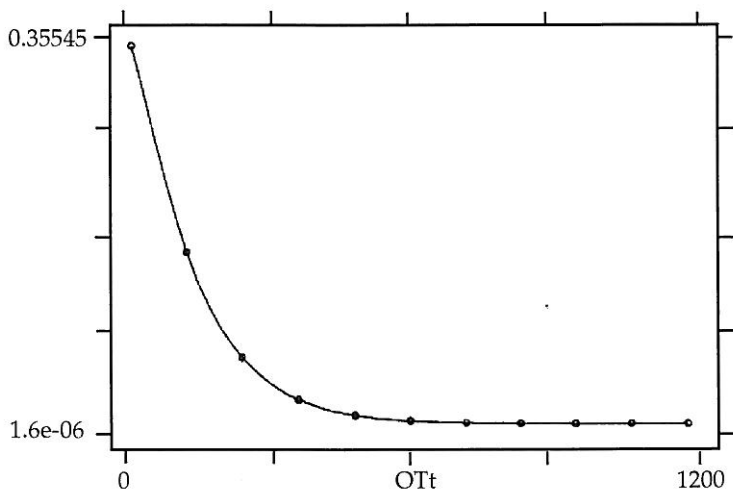
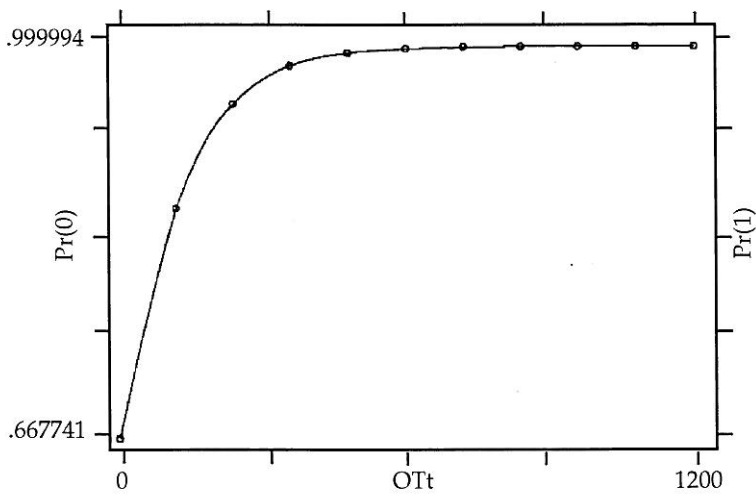
Dapatan yang bercanggahan ini mungkin disebabkan oleh kekangan dalam data. OTt meliputi perbelanjaan terhadap anak selain taman asuhan dan tadika, iaitu perbelanjaan anak yang belajar di sekolah rendah, sekolah menengah dan institusi pengajian tinggi. Perbelanjaan berkenaan dijangka meningkat mengikut tahap pendidikan tersebut dari sekolah rendah sehingga institusi pengajian tinggi. Begitu juga dengan umur anak dan wanita berkahwin tersebut. Secara tidak langsung, belanja OTt yang tinggi bererti umur wanita berkahwin tersebut juga tinggi. Umur wanita berkahwin yang tinggi ini bererti kebarangkalian wanita berkahwin tersebut bekerja adalah cenderung lebih rendah. Maka, didapati belanja OTt yang tinggi memberi kebarangkalian bekerja wanita berkahwin yang rendah. Kebarangkalian bekerja yang rendah ini mungkin disebabkan umur wanita berkahwin yang tinggi. Dalam konteks ini, penting bahawa OTt dikategorikan kepada tiga jenis, iaitu sekolah rendah, sekolah menengah, dan institusi pengajian tinggi. Kategori sedemikian akan membantu menilai kes belanja anak selain taman asuhan dan tadika dengan lebih jelas. Bagi kajian ini, dapatan kesan negatif ke atas kebarangkalian bekerja ini tertakluk kepada kekangan data tersebut.

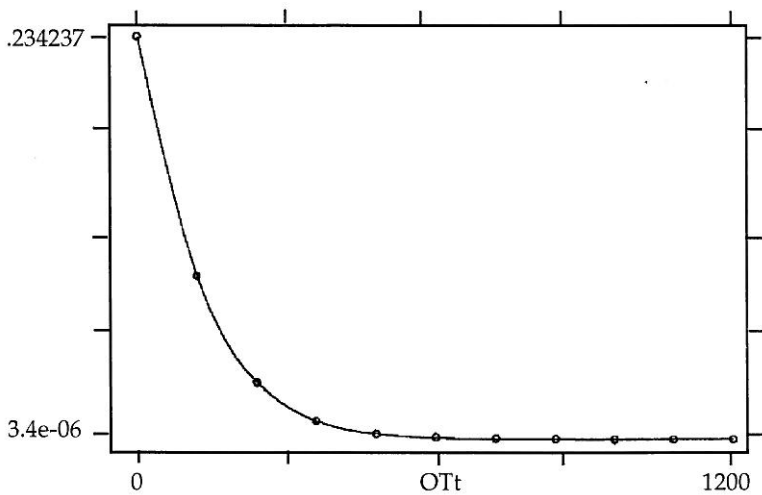
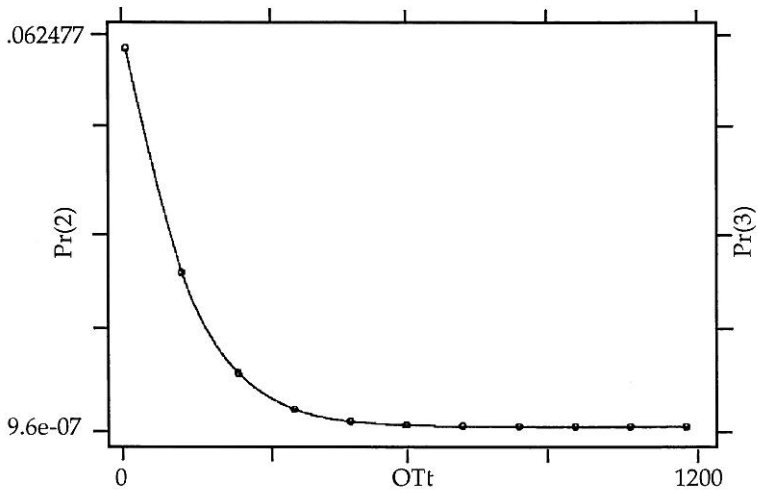
Rajah 3 memaparkan keluk simulasi kesan sut TAt terhadap kebarangkalian bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri dan tidak bekerja. Diingatkan bahawa kesan TAt hanya didapati signifikan bagi kebarangkalian bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri berbanding tidak bekerja (Jadual 5). Simulasi hanya dilakukan ke atas kesan yang signifikan.

Daripada Rajah 3, peningkatan dalam TAt akan meningkatkan kebarangkalian bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri, dan menurunkan kebarangkalian tidak bekerja. Kesan positif ke atas kebarangkalian bekerja ini bercanggahan dengan dapatan lalu. Kajian lalu mendapati kesan perbelanjaan terhadap taman asuhan dan tadika

ini adalah penghalang kepada penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin. Peningkatan dalam perbelanjaan ini akan menyebabkan wanita berkahwin tidak bekerja dan memilih menjaga anak dengan sendiri.

Rajah 2  
Kesan Sut Perbelanjaan Selain Taman Asuhan dan Tadika (OTt)





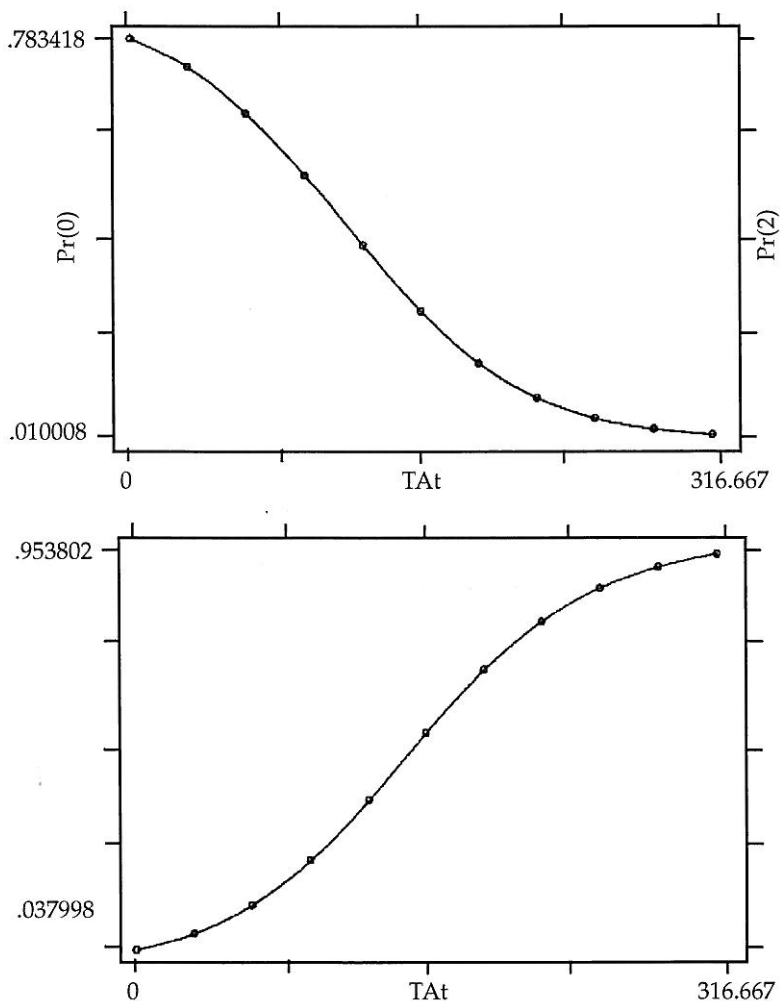
Nota:

1.  $Pr(0)$  = kebarangkalian tidak bekerja
2.  $Pr(1)$  = kebarangkalian bekerja sebagai majikan
3.  $Pr(2)$  = kebarangkalian bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri
4.  $Pr(3)$  = kebarangkalian bekerja sebagai pekerja

Dapatan kajian ini mungkin disebabkan perubahan dalam tanggapan (*perception*) masyarakat terhadap perkhidmatan taman asuhan dan tadika. Perkhidmatan yang disediakan oleh taman asuhan dan tadika mungkin dianggap sebagai sesuatu yang khas dan tidak dapat diperoleh sekiranya anak dijaga oleh ibunya sendiri di rumah. Misalnya, di taman asuhan, terdapat peluang untuk bergaul dengan kawan sebaya dari pelbagai latar belakang. Di



**Rajah 3**  
Kesan Sut Belanja Taman Asuhan dan Tadika (TAT)



Nota:

1.  $Pr(0)$  = kebarangkalian tidak bekerja
2.  $Pr(2)$  = kebarangkalian bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri

tadika, selain peluang berkawan, terdapat pelbagai aktiviti pengajaran mata pelajaran pra-sekolah, di mana pengajaran mata pelajaran pra-sekolah ini dianggap penting bagi membolehkan peralihan yang licin ke sekolah rendah. Mereka yang tidak hadir tadika ini dijangka akan ketinggalan apabila masuk ke sekolah rendah. Dalam situasi sedemikian, perkhidmatan taman asuhan dan tadika dianggap sebagai unik dan tidak dapat digantikan dengan penjagaan oleh ibunya sendiri.

Selain itu, terdapat kemungkinan juga perubahan dalam cita rasa wanita berkahwin berlaku, di mana mereka lebih suka memilih untuk bekerja dari menjaga anak. Semua ini akan menyebabkan perkhidmatan taman asuhan dan tadika mejadi sesuatu yang unik dan tidak dapat digantikan. Maka, peningkatan dalam perbelanjaan ini akan mendorong wanita berkahwin untuk membuat keputusan bekerja. Dapatan kajian ini memerlukan pengesahan kajian di masa depan yang mengambil kira tanggapan dan perubahan cita rasa tersebut.

Kesimpulannya, kos penjagaan anak ke atas institusi/sekolah selain taman asuhan dan tadika didapati signifikan dengan kesan sut yang negatif ke atas kebarangkalian bekerja sama ada sebagai majikan, pekerja keluarga/sendiri, atau sebagai pekerja. Semakin tinggi kos penjagaan anak ini, semakin tinggi kebarangkalian tidak bekerja bagi seseorang wanita berkahwin berkenaan. Kos penjagaan anak ke atas taman asuhan dan tadika didapati hanya signifikan dalam mempengaruhi kebarangkalian bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri. Semakin tinggi perbelanjaan ini, semakin tinggi kebarangkalian bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri.

### *Keanjalan Penyertaan Tenaga Buruh*

Keanjalan penyertaan tenaga buruh ke atas TAt dan OTt akan dikira berdasarkan formula keanjalan titik masing-masing, iaitu,  $\frac{dLFP}{dTAt} \cdot \frac{TA\bar{t}}{LFP}$  dan  $\frac{dLFP}{dOTt} \cdot \frac{OT\bar{t}}{LFP}$ . Kesan sut  $\left( \frac{dLFP}{dTAt} \text{ dan } \frac{dLFP}{dOTt} \right)$  ini dinilai dengan menetapkan semua pemboleh ubah bebas pada nilai purata masing-masing.  $TA\bar{t}$  dan  $OT\bar{t}$  merupakan nilai purata dalam sampel masing-masing.  $LFP$  adalah peratus responden dalam status pekerjaan, iaitu yang bekerja sebagai majikan, sebagai pekerja keluarga/sendiri, dan sebagai pekerja.

Jadual 7 memaparkan nilai keanjalan tersebut ke atas perbelanjaan anak selain taman asuhan dan tadika (OTt). Semua nilai keanjalan didapati negatif dan tidak anjal. Keanjalan penyertaan tenaga buruh sebagai pekerja ke atas OTt adalah bernilai -0.28, iaitu nilai keanjalan yang paling tinggi. Ini bererti 1 peratus penurunan dalam OTt, akan meningkatkan penyertaan tenaga buruh sebagai pekerja sebanyak 0.30%. Manakala, penyertaan tenaga buruh sebagai majikan dan sebagai pekerja keluarga/sendiri mempunyai nilai keanjalan yang lebih rendah, iaitu 1% penurunan dalam OTt, dijangka tindak balasnya

adalah 0.24% dan 0.18% peningkatan dalam penyertaan tenaga buruh sebagai majikan dan sebagai pekerja keluarga/sendiri masing-masing.

**Jadual 7**  
Keanjalan Penyertaan Tenaga Buruh Atas OTt

Majikan	Pekerja keluarga/sendiri	Pekerja
-0.243958865 (sig pd 5%)	-0.182113277 (sig pd 5%)	-0.281049099 (sig pd 5%)

Nota:

1. Nilai purata OTt = 55.35
2. Nilai purata LFP:  
0.037 (majikan); 0.094 (keluarga/s); 0.2293 (pekerja)

Jadual 8 memaparkan nilai keanjalan penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin ke atas perbelanjaan anak terhadap taman asuhan dan tadika (TAt). Kesemua keanjalan didapati tidak anjal juga. Keanjalan ini hanya dikira bagi penyertaan tenaga buruh sebagai pekerja keluarga/sendiri yang didapati signifikan. Status pekerjaan sebagai majikan dan pekerja didapati tidak mempunyai keanjalan yang signifikan (berdasarkan ujian-t di jadual 5). Keanjalan penyertaan tenaga buruh sebagai pekerja keluarga/sendiri ini atas TAt adalah didapati positif dan tidak anjal, iaitu bernilai 0.03. Bererti, 1% penurunan dalam perbelanjaan taman asuhan dan tadika, dijangka menyebabkan 0.03% penurunan dalam penyertaan tenaga buruh sebagai pekerja keluarga/sendiri.

**Jadual 8**  
Keanjalan Penyertaan Tenaga Buruh Atas TAt

Majikan	Pekerja keluarga/sendiri	Pekerja
(tidak sig. pd. 10%)	0.030534011 (sig. pd. 5%)	(tidak sig. pd. 10%)

Nota:

1. Nilai purata TAt = 3.10
2. Nilai purata LFP:  
0.037 (majikan); 0.094 (keluarga/s); 0.2293 (pekerja)

Pada keseluruhannya, keanjalan penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin terhadap perbelanjaan anak ke atas institusi/sekolah selain taman asuhan dan tadika atau perbelanjaan anak atas taman asuhan dan tadika, adalah tidak anjal. Nilai ini berbeza mengikut status pekerjaan. Di mana, keanjalan penyertaan tenaga buruh sebagai pekerja mempunyai nilai paling besar, iaitu sebanyak -0.28.

## **RUMUSAN DAN IMPLIKASI DASAR**

Kajian ini mendapati bahawa kesan sut bilangan anak ke atas penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin berbeza mengikut peringkat umur. Bilangan anak berumur 0 - 1.4 tahun dan 1.5 – 2.4 tahun mempunyai kesan negatif yang paling signifikan. Di mana, kehadiran seorang anak berumur 0-1.4 tahun akan meningkatkan kebarangkalian tidak bekerja sebanyak 36.41% (Jadual 6). Manakala, kehadiran seorang anak berumur 1.5-2.4 tahun, meningkatkan kebarangkalian tidak bekerja sebanyak 24.19% (Jadual 6). Maka, dalam usaha untuk meningkatkan kadar penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin di Kedah, dicadangkan bahawa tumpuan harus kepada mereka yang memiliki anak dalam peringkat umur 0-2.4 tahun ini. Kehadiran anak peringkat umur ini merupakan penghalang signifikan kepada penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin. Polisi kerajaan dalam menyediakan perkhidmatan pusat asuhan anak, khas untuk kanak-kanak di bawah umur 2.4 tahun (atau 3 tahun) amat diperlukan bagi menggalakkan kadar penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin. Hal ini akan melengkapkan perkhidmatan pusat asuhan sedia ada yang hanya menerima kanak-kanak berumur 3 tahun dan ke atas.

Selain itu, kajian ini juga mendapati bahawa jumlah perbelanjaan selain pusat asuhan dan taman tadika mempunyai kesan negatif yang signifikan ke atas kebarangkalian bekerja sama ada sebagai majikan, pekerja keluarga/sendiri, dan pekerja. Kesan ini didapati tidak liner dan berbeza mengikut tahap perbelanjaan yang dilakukan. Pada peringkat perbelanjaan di bawah RM300 sebulan, kesan negatif ini adalah paling tinggi. Pada peringkat perbelanjaan RM300 ke atas, kesan negatif ini menjadi rendah (Rajah 2). Ini bererti, dalam usaha meningkatkan penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin di Kedah, kerajaan boleh melaksanakan polisi memberi subsidi ke atas perbelanjaan anak selain pusat asuhan dan taman tadika, di mana penerima subsidi tersebut hanya kepada mereka yang perbelanjaan semasanya adalah di bawah RM300. Keanjalan penyertaan tenaga buruh atas perbelanjaan anak selain taman asuhan dan tadika didapati tidak anjal dengan nilai negatif. Nilai keanjalan ini berbeza mengikut

status pekerjaan, di mana keanjalan penyertaan tenaga buruh sebagai pekerja adalah paling tinggi, diikuti sebagai majikan dan sebagai pekerja keluarga/sendiri. Dapatan ini memberi makna bahawa keberkesanan polisi memberi subsidi ke atas perbelanjaan anak selain pusat asuhan dan taman tadika, dengan objektif meningkatkan penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin adalah tertakluk kepada kekangan bahawa keanjalan berkenaan tidak anjal.

## KESIMPULAN

Sebagai kesimpulan, faktor anak memang mempunyai kesan yang signifikan terhadap penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin di Kedah. Kesan bilangan anak didapati mempunyai kesan sut negatif yang signifikan pada peringkat umur 0-1.4, dan 1.5- 2.4 tahun. Kesan ini adalah paling kuat atas kebarangkalian bekerja sebagai pekerja, diikuti kebarangkalian bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri, dan akhirnya, kebarangkalian bekerja sebagai majikan. Maka, percubaan kajian lalu yang menjumlahkan kesan bilangan anak di bawah umur 0-5 tahun dan penyertaan tenaga buruh sebagai bekerja atau tidak bekerja sahaja, mungkin telah menjumlahkan juga kesan sut bilangan anak yang tidak liner. Kajian ini menyokong dapatan kesan sut bilangan anak adalah tidak liner mengikut peringkat umur dalam konteks penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin di Kedah. Maka, dicadangkan kajian pada masa depan seharusnya mengelakkan daripada menjumlahkan bilangan anak pada julat umur yang terlalu besar, misalnya 6 tahun ke bawah, seperti mana yang selalu diamalkan. Berkenaan dengan kesan kos penjagaan anak, didapati bahawa kos atau perbelanjaan anak selain taman asuhan dan tadika mempunyai kesan negatif yang signifikan ke atas kebarangkalian bekerja sama ada sebagai majikan, pekerja keluarga/sendiri, atau sebagai pekerja. Dapatan ini agak bercanggah dengan apa yang dijangkakan dan ianya tertakluk kepada kegagalan data mengasingkan perbelanjaan ini kepada sekolah rendah, sekolah menengah dan institusi pengajian tinggi. Kos penjagaan anak di taman asuhan dan tadika didapati tidak signifikan kecuali ke atas kebarangkalian bekerja sebagai pekerja keluarga/sendiri, tetapi dengan kesan positif. Dapatan ini juga bercanggahan dengan kesan negatif dalam kajian lalu. Penerangan yang mungkin adalah masyarakat menganggap bahawa perkhidmatan taman asuhan dan tadika dibekalkan adalah unik dan tidak dapat digantikan oleh ibu sendiri di rumah, serta perubahan dalam cita rasa wanita berkahwin yang lebih memilih bekerja daripada menjaga anak sendiri. Maka, dicadangkan bahawa dalam menilai kesan kos tadika ke atas penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin, kajian pada masa

depan membuat percubaan mengasingkan perbelanjaan selain taman asuhan dan tadika kepada peringkat sekolah rendah, menengah dan institusi pengajian tinggi, serta mengambil kira tanggapan masyarakat terhadap perkhidmatan taman asuhan dan tadika, dan cita rasa wanita berkahwin dalam menentukan pilihan untuk menjaga sendiri anak atau tidak.

## NOTA

1. Untuk terbitan model secara terperinci, sila rujuk Powell (1997), muka surat 578-583.
2. Long J. Scott (1997), muka surat 153-157.

## RUJUKAN

- Amemiya, T.(1981). Qualitative response models: A survey. *Journal of Economic Literature*, 19, 1483-1536
- Becker, S. G. (1965, Sept). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 299, LXXV, 493-517.
- Blank, R. M. (1989). The role of part-time work in women's labor market choices over time. *American Economic Review*, 79 (2), 295-9.
- Borjas, G. J. (1996). *Labor economics* (International ed.). New York: Mc Graw Hill.
- Brayfield, A. (1992, Sept). *Child care costs as a barrier to women's employment*. US Department of Labor: Urban Institute Project Report.
- Browning, M. (1992). Children and household economic behavior. *Journal of Economic Literature*, XXX, 1434-1475.
- Cattan, P. (1991, Oct). Child-care problems: an obstacle to work. *Monthly Labor Review*, Oct, 3-9.
- Connelly, R. (1991). The important of child care costs to women's decision making. In David M.Blau (Ed.), *The economics of child care*. New York: Russell Sage Foundation.
- Connelly, R. (1992, Feb). The effect of child care costs on married women's labor force participation. *This Review*, 74, 83-90.
- Edin Per-Anders (1989). Unemployment duration and competing risks: Evidence from Sweden. *Scand. J. of Economics*, 91(4), 639-653.
- Heckman, J.J. (1974). Effects of child-care programs on women's work effort. *Journal of Political Economy*, 82, 136-69.
- Kementerian Kewangan Malaysia (2002). *Laporan Ekonomi 2002/03*, KL: Kementerian Kewangan Malaysia.
- Kimmel, J. (1997). Child care costs as a barrier to employment for

- single and married mothers. *The Review of Economics and Statistics*, 287-299.
- Lim, H.E., Zalina Mohd Mohaideen, & Norehan Abdullah (2002). Penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin di Kedah: Kesan faktor agama, anak dan pendidikan. Unpublished manuscript, School of Economics, Universiti Utara Malaysia, Sintok.
- Long, J. (1997). *Regression models for categorical and limited dependent variables*. USA: SAGE Publications.
- McFadden, D. (1973). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In P. Zarembka (Ed.), *Frontiers of econometrics* (105-142). New York: Academic Press.
- Miller, C. F. (1993). Part-time participation over the life cycle among married women who work in the market. *Applied Economics*, 25, 91-9.
- Mroz, T. A. (1987). The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica*, 55, 765-799.
- Nakamura, A., & Nakamura M. (1983). Part-time and full-time work behaviour of married women: A model with a doubly truncated dependent variable. *Canadian Journal of Economics*, 16(2), 229-57.
- Norehan Abdullah, Lim H.E., & Zalina Mohd Mohaideen (1999). Tenaga buruh wanita di bandar dan luar bandar negeri Kedah: Satu analisis ekonometrik. *Prosiding Penyelidikan UUM 1999* (132-176). Sintok: PPP UUM.
- Powell, L. M (1997, Aug). The impact of child care costs on the labour supply of married mothers: Evidence from Canada. *Canadian Journal of Economics*, XXX (3), 577-594.
- Powell, L. M (1998). Part-time versus full-time work and child care costs: Evidence for married mothers. *Applied Economics*, 30, 503-511.
- Ribar, D. C. (1992). Child care and the labor supply of married women: Reduced form evidence. *Journal of Human Resources*, 27 (1), 134-165.
- Robin, P. K. (1988, Mar). Child care and convenience: The effects of labor market entry costs on economic self-sufficiency among public housing residents. *Social Science Quarterly*, 69, 122-136.
- Robin, P. K. (1991). Child care policy and research: an economist's perspective. In David Blau (Ed.), *The economics of child care*, 11-42. New York: Russell Sae Foundation.



## MODEL SELECTION HECKMAN

Heckman selection model  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 606  
Censored obs = 393  
uncensored obs = 213  
wald chi2(20) = 246.29  
Prob > chi2 = 0.0000

Log Likelihood = -384.9707

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
esa						
age	.0874298	.0426545	2.050	0.040	-.0038286	.1710311
age2	-.0014089	.0006339	-2.223	0.026	-.0026513	-.0001665
eex	.0093536	.0220609	0.424	0.672	-.033885	.0525922
dq1f1	-.0984925	.386972	-0.255	0.799	-.8569436	.6599586
dq1f2	-.0058571	.3282273	-0.018	0.986	-.6491708	.6374566
dq1f3	-.3698173	.3619478	-1.022	0.307	-1.079222	.3395873
dq1f4	-.0118426	.3721396	-0.032	0.975	-.7412227	.7175376
dq1f5	.7898064	.3927861	2.011	0.044	.0199598	1.559653
dq1f6	2.175014	.7207239	3.018	0.003	.7624208	3.587607
dbdr	.2462561	.1251623	1.967	0.049	.0009425	.4915697
health	-.4659387	.2080076	-2.240	0.025	-.8736261	-.0582514
eexdq1f1	.0028344	.017726	0.160	0.873	-.031908	.0375767
eexdq1f2	-.0044522	.0167144	-0.266	0.790	-.0372118	.0283075
eexdq1f3	.0288205	.0225684	1.277	0.202	-.0154127	.0730538
eexdq1f4	.0560732	.0219137	2.559	0.011	.0131232	.0990232
eexdq1f5	.0528885	.0282787	1.870	0.061	-.0025368	.1083137
eexdq1f6	.0480676	.0817008	0.588	0.556	-.1120631	.2081983
eexdb	.0058027	.0200583	0.289	0.772	-.0335107	.0451162
agebb	-.0062797	.0160295	-0.392	0.695	-.0376971	.0251376
age2bb	.0002632	.0003837	0.686	0.493	-.0004889	.0010153
_cons	-.5850181	.7744626	-0.755	0.450	-2.102937	.9329008
emp						
age	.0731027	.0503458	1.452	0.146	-.0255734	.1717787
age2	-.0012366	.0006195	-1.996	0.046	-.0024507	-.0000224
eex	.0170287	.0177979	0.957	0.339	-.0178546	.051912
umur0t3	-.3599557	.1686075	-2.135	0.033	-.6904204	-.0294941
umur4t6	-.0810282	.0979438	-0.827	0.408	-.2729946	.1109382
umur7t9	.0557274	.1035015	0.538	0.590	-.1471317	.2585866
wbefore	2.20347	.3596273	6.127	0.000	1.498613	2.908326
dbdr	-.2290861	.1599268	-1.432	0.152	-.5425368	.0843646
health	-.5754436	.2719355	-2.116	0.034	-1.108427	-.0424597
dq1f1	-.4700576	.5291111	-0.888	0.374	-1.507096	.5669811
dq1f2	-.2754727	.4411569	-0.624	0.532	-1.140124	.5891789
dq1f3	-.2094814	.4909558	-0.427	0.670	-1.171737	.7527744
dq1f4	-.5697316	.4722158	-1.207	0.228	-1.495258	.3557944
dq1f5	.5322468	.6079355	0.875	0.381	-.6592849	1.723779
dq1f6	.5658209	1.164748	0.486	0.627	-1.717043	2.848685
eexdq1f1	.0152281	.0243721	0.625	0.532	-.0325404	.0629966
eexdq1f2	.0016337	.0224337	0.073	0.942	-.0423356	.045603
eexdq1f3	-.003409	.031026	-0.110	0.913	-.0642189	.0574008
eexdq1f4	.0787293	.028538	2.759	0.006	.0227958	.1346628
eexdq1f5	.0891357	.0561673	1.587	0.113	.0209502	.1992216
eexdq1f6	.0170297	.1353975	0.126	0.900	-.2483446	.282404
hag	-.0027071	.0106772	-0.254	0.800	-.023634	.0182198
hq1	-.0932795	.0530325	-1.759	0.079	-.1972213	.0106624
hhea	.5228256	.3215308	1.626	0.104	.1073632	1.153014
hep	-.0135774	.1201539	-0.113	0.910	-.2490748	.2219199
_cons	-2.247355	1.092743	-2.057	0.040	-4.389093	-.1056173
/athrho	1.839962	.5307623	3.467	0.001	.7996872	2.880237
/lnsigma	-.2663363	.077352	-3.443	0.001	-.4179435	-.1147292
rho	.9507915	.0509508			.6638619	.9937205
sigma	.7661814	.0592657			.6583994	.9816076
lambda	.7284788	.0895663			.552932	.9040255

LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 17.23 Prob &gt; chi2 = 0.0000

## LAMPIRAN 2

## MODEL MNL

Multinomial regression

Number of obs = 494

wald chi2(81) = 266.13

Prob &gt; chi2 = 0.0000

Pseudo R2 = 0.4266

Log likelihood = -275.89446

	Coef	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
1						
age	-.0986359	.3675583	-0.268	0.788	-.819037	.6217652
age2	.0004752	.0044211	0.107	0.914	-.0081899	.0091403
whhat2	2.104586	.6951973	3.027	0.002	.7420246	3.467148
eex	.1302627	.0395227	3.296	0.001	.0527996	.2077259
ccr	.6574204	.6388188	1.029	0.303	-.5946415	1.909482
qlf	.0276181	.3265848	0.085	0.933	-.6124765	.6677126
dbumi	-.0782094	1.076627	-0.073	0.942	-2.188359	2.03194
dbdr	-1.863564	.7685696	-2.425	0.015	-3.369932	-.3571949
qlfeex	.021528	.0202521	1.063	0.288	-.0181653	.0612213
hag	-.1878798	.1897554	-0.990	0.322	-.184034	.5597935
hag2	-.0012607	.0017727	-0.711	0.477	-.004735	.0022137
hhea	.172241	1.11472	0.155	0.877	-2.01257	2.357021
hep	.062032	.5271881	0.118	0.906	-.9712377	1.095302
hql	-.0243168	.2722269	-0.089	0.929	-.5578717	.5092381
umur01	-2.115379	.9272057	-2.281	0.023	-3.932669	-.2980895
umur02	-1.906999	1.000208	-1.907	0.057	-3.86737	.0533727
umur03	-1.375322	.9073325	-1.516	0.130	-3.153661	.4030168
umur04	-.9790788	.8311613	-1.178	0.239	-2.608125	.6499674
umur05	-1.72819	1.225311	-1.410	0.158	-4.129755	.6733755
um16t10	-.5554435	.5088841	-1.091	0.275	-1.552838	.4419511
um11t15	-1.234575	.465792	-2.650	0.008	-2.147511	-.3216399
um16t20	-.5415505	.3954931	-1.369	0.171	-1.316703	.2336018
umurm21	-.4208686	.2614956	-1.609	0.108	-.9333905	.0916534
TAT	-.0341623	.0338412	-1.009	0.313	-.1004898	.0321652
OTt	-.0086638	.0043142	-2.008	0.045	-.0171194	-.0002081
TAb	1.06681	1.019942	1.046	0.296	.9322403	3.065859
OTb	1.050892	.3663155	2.869	0.004	1.332867	1.768857
_cons	-8.023114	6.345652	-1.264	0.206	-20.46036	4.414136
2						
age	.7093262	.2426811	2.923	0.003	.23368	1.184972
age2	-.0109245	.0030651	-3.564	0.000	-.0169319	-.004917
whhat2	2.504965	.6052394	4.139	0.000	1.318718	3.691213
eex	.2060944	.0538211	3.829	0.000	.106067	.3115817
ccr	-1.308809	.6106831	-2.143	0.032	-2.505726	-.1118925
qlf	-.4862934	.2097149	-2.319	0.020	-.8973269	-.0752598
dbumi	-.0754319	.662327	-0.114	0.909	-1.373569	1.2275705
dbdr	-1.237058	.5276423	-2.345	0.019	-2.271217	-.2028976
qlfeex	-.0169436	.0223074	-0.760	0.448	-.0606653	.0267782
hag	-.3402956	.195142	-1.744	0.081	-.7227669	.0421758
hag2	.0033049	.0019635	1.683	0.092	-.0005435	.0071534
hhea	-.1770374	.9098181	-0.195	0.846	-1.960248	1.606173
hep	-.5533125	.3916986	-1.413	0.158	-1.321028	.2144026
hql	-.0950959	.1738788	-0.547	0.584	-.4358921	.2457003
umur01	2.595181	.8278752	3.135	0.002	1.217787	.9727578
umur02	-2.026491	.7327287	-2.766	0.006	-3.462613	-.5903688
umur03	-.6616936	.6939897	-0.953	0.340	-2.021888	.6985013
umur04	-.5527774	.6203222	-0.891	0.373	-1.768587	.6630318
umur05	-2.209031	1.236981	-1.786	0.074	-4.633468	.2154067
um16t10	-.4728522	.3146737	-1.503	0.133	-1.089601	.1438969
um11t15	-.0376187	.3384524	-0.111	0.911	-.7009732	.6257357
um16t20	-.1665444	.2688844	-0.619	0.536	-.6935481	.3604592
umurm21	.2058984	.1634448	1.260	0.208	-.1144475	.5262443
TAT	.0239471	.0107264	2.233	0.026	.0029237	.0449705
OTt	-.0095732	.0046688	-2.050	0.040	-.0187239	-.0004225
TAb	-.1775383	.7368877	-0.241	0.810	-1.621812	1.266735
OTb	.4957856	.3213593	1.543	0.123	-.1340671	1.125638
_cons	-4.482005	4.347765	-1.031	0.303	-13.00347	4.039459
3						
age	.0043482	.1764512	0.025	0.980	-.3414898	.3501861
age2	-.0004131	.0019745	-0.209	0.834	-.004283	.0034567
whhat2	2.962245	.5385791	5.500	0.000	1.906649	4.01784
eex	.1114557	.0325445	3.352	0.001	.0462768	.1766234
ccr	.2399945	.4321693	0.555	0.579	-.6070418	1.087031
qlf	-.1222215	.2242636	-0.545	0.586	-.5617701	.3173271
dbumi	-.7685331	.6313943	-1.217	0.224	-2.006043	.4689769
dbdr	-.7658349	.4224402	-1.813	0.070	-1.593802	.0621326
qlfeex	.0256169	.0173647	1.475	0.140	-.0084173	.0596511
hag	-.3120698	.1659463	-1.881	0.060	-.6373186	.013179
hag2	.0022112	.0015661	1.412	0.158	-.0008583	.0052807
hhea	1.004518	.607553	1.672	0.095	-.1729402	2.181977
hep	-.3680961	.4208314	-0.875	0.382	-1.19291	.4567182
hql	-.126241	.1817103	-0.695	0.487	-.4823867	.2299047
umur01	-1.98747	.5751998	-3.455	0.001	-3.114481	-.8600991
umur02	-2.472751	.6006544	-4.117	0.000	-3.650012	-1.29549
umur03	-.893368	.6004573	-1.488	0.137	-2.070243	.2835067
umur04	-1.684878	.6550684	-2.572	0.010	-2.968789	-.4009677
umur05	-.1877961	.5305388	-0.354	0.723	-1.227633	.8520408
um16t10	.0895779	.3724887	0.240	0.810	-.6404866	.8196424
um11t15	.0568785	.3357092	0.169	0.865	-.6010994	.7148564
um16t20	-.0179995	.2711458	-0.066	0.947	-.5494354	.5134365

(Lampiran 2, sambungan)

umurm21	-.0249634	.124485	-0.201	0.841	-.2689495	.2190226
TAt	.0092766	.0079168	1.172	0.241	-.0062401	.0247933
OTt	-.0096287	.0032431	-2.969	0.003	-.015985	-.0032724
TAb	-.1723611	.5639496	-0.306	0.760	-1.277682	.9329599
OTb	.2206707	.2324026	0.950	0.342	-.23483	.6761714
_cons	6.705558	3.463728	1.936	0.053	-.0832249	13.49434

-----

(Outcome emps==0 is the comparison group)